

УДК 620.178.3

ОЦЕНКА ПОГРЕШНОСТИ ОБРАБОТКИ ДАННЫХ УСТАЛОСТНЫХ ИСПЫТАНИЙ МЕТОДОМ ЛИНЕЙНОГО РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА

© В. Н. Сызранцев¹, К. В. Сызранцева¹, Л. А. Черная²*Статья поступила 11 декабря 2015 г.*

Рассмотрена методика определения границ доверительных интервалов кривой усталости на основе линейного регрессионного анализа, необходимых для прогнозирования долговечности образцов с заданной вероятностью неразрушения. На конкретном примере показано, что при фиксированных уровнях напряжений реальные законы распределения долговечности образцов плохо описываются исследованными в теории параметрической статистики законами, вследствие чего прогнозируемые до разрушения числа циклов деформирования образцов, вероятности их неразрушения, при которых рассчитываются границы доверительных интервалов, определяются со значительными погрешностями. Представлена процедура определения границ доверительных интервалов кривой усталости на основе использования методов непараметрической статистики, позволившая оценить систематические погрешности результатов обработки данных усталостных испытаний методами линейного регрессионного анализа.

Ключевые слова: кривая усталости; границы доверительных интервалов; непараметрическая статистика; долговечность.

Эксплуатация в течение тридцати и более лет таких потенциально опасных объектов, как, например, нефтегазопроводы, мостовые краны и др., продолжается и после истечения ими нормативного срока службы [1 – 3]. Поскольку эти объекты в процессе эксплуатации подвергаются циклическому воздействию внешних нагрузок, на этапе их проектирования закладывается гамма-процентный ресурс долговечности, для определения которого используются данные усталостных испытаний деталей (образцов) до поломки — квантильные оценки N_R числа циклов до разрушения (N) при фиксированном уровне амплитуды действующих напряжений σ_a для принятой величины вероятности отказа R . Расчет N_R предполагает знание функции плотности $f_N(N)$ распределения случайной величины N , описать которую статистическими законами [4], используемыми при обработке данных механических испытаний, не удастся [5, 6]. Особенность решения задачи определения N_R при прогнозировании безотказной работы изделия заключается в том, что здесь важно знать не столько в целом функцию $f_N(N)$, используемую в традиционных статистических методах регрессионного анализа, сколько поведение ее крайней левой части, на основе которой выполняется расчет величины N_R . Поскольку при продлении ресурса эксплуатации потенциально опасных изделий ошибки в определении N_R могут приводить к ката-

строфическим последствиям, в данной работе сопоставлены результаты расчета N_R , полученные на основе традиционной обработки данных усталостных испытаний методом линейного регрессионного анализа (ЛРА) и с учетом фактической функции плотности $f_N(N)$, восстановленной методами непараметрической статистики [3, 5 – 9].

Графическая интерпретация экспериментальных данных циклического деформирования образцов в виде зависимости между амплитудами напряжения σ_a , возникающими в опасном сечении образца, и числом циклов его нагружения до разрушения N в научно-технической литературе носит название кривой Веллера [4, 10, 11], или кривой усталости, и, как правило, представляется в системе координат $\log N - \sigma_a$, в которой связь случайной величины $\log N$ с детерминированным значением σ_a устанавливается с использованием методов регрессионного анализа [4]. Наиболее распространенным описанием кривой Веллера является выражение [4, 11]

$$N = N_0(\sigma_r/\sigma_a)^m, \quad (1)$$

где m — показатель степени, характеризующий угол наклона кривой усталости в системе координат $\log N - \sigma_a$; σ_r — предел выносливости при коэффициенте асимметрии r ; N_0 — базовое число циклов, соответствующее нижней точке перегиба кривой усталости.

Пусть в процессе испытаний n образцов на усталость получена совокупность экспериментальных данных σ_{ai} , N_i , $i = \overline{1, n}$. Обозначим $y_i = \sigma_{ai}$, $x_i = \log N_i$.

¹ Тюменский государственный нефтегазовый университет, г. Тюмень, Россия;
e-mail: v_syzrantsev@mail.ru; kv.syzr@gmail.com

² Московский Государственный технический университет имени Н. Э. Баумана, Москва, Россия;
e-mail: chernayala@yandex.ru

Поскольку в плоскости $\log N - \sigma_a$ зависимость (1) представляет собой линию

$$y = a + b(x - \bar{x}), \quad (2)$$

где $\bar{x}$ — среднее значение случайной величины x , для определения неизвестных параметров a и b модели (2) используют математический аппарат ЛРА, следуя которому на основе метода наименьших квадратов для a и b получены следующие выражения [4]:

$$a = \bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n y_i; \quad \bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i; \quad b = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x}) y_i}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}. \quad (3)$$

Кривая усталости необходима для решения двух следующих принципиально различных прикладных задач [3–6, 8, 9]: 1) для $\sigma_a = \text{const}$ определить число циклов (N) деформирования детали с вероятностью отказа, не превышающую заданную величину (R); для решения требуется знание функции плотности распределения $f_N(N)$ случайной величины N при $\sigma_a = \text{const}$; 2) рассчитать вероятность безотказной работы детали $(1 - R)$ для случаев, когда функции плотности распределения $f_\sigma(\sigma_a)$ и $f_s(s)$ случайных величин действующих (σ_a) и предельных (s) напряжений (например, предела выносливости $s \equiv \sigma_r$) с точностью до параметров известны.

Рассмотрим возникающие при решении этих задач систематические погрешности результатов расчета, являющиеся следствием обработки данных усталостных испытаний с помощью ЛРА.

Определение параметров модели (2) методами ЛРА предполагает подчинение при $y = \text{const}$ случайной величины x нормальному закону, что требует проверки соответствующих гипотез по критериям согласия [4]. Поскольку зависимость (2) является линейной, распределение величины y также будет описываться нормальным законом. Именно этим обстоятельством можно объяснить то, что для предела выносливости σ_r кривой усталости, выборку значений которого получить физически невозможно, в технической литературе [4, 10, 11] практически всегда принимается нормальный закон распределения. По определению, линия регрессии (2), представляющая собой кривую усталости, при подчинении случайной величины x нормальному закону соответствует $R = 50\%$ вероятности разрушения (неразрушения) образцов. Естественно, прогнозирование долговечности деталей для данной вероятности смысла не имеет. При решении этой задачи принципиально важна не сама регрессионная зависимость (2), а левая граница ее доверительного интервала, соответствующая, например, вероятности разрушения образцов $R = 1 - 5\%$. Для расчета точек границы доверительного интервала кривой усталости при $y = \text{const}$ используют квантильные

значения x_R случайной величины x , являющиеся решением уравнения

$$\int_0^{x_R} f(x) dx = R, \quad (4)$$

где $f(x)$ — функция плотности распределения x , для нормального закона имеющая вид

$$f(x) = \frac{1}{s_x \sqrt{2\pi}} \exp \left[-0,5 \left(\frac{x - \bar{x}}{s_x} \right)^2 \right],$$

$$s_x = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} —$$

среднеквадратическое отклонение x .

Результаты обработки данных усталостных испытаний свидетельствуют [4, 10], что по мере снижения σ_a до σ_r величина s_x увеличивается. При определении точек границ доверительного интервала это явление учитывается путем использования зависимости $s_x(y)$, аппроксимирующей результаты расчета s_x при фиксированных значениях y .

Представление кривой усталости (1) в виде выражения (2) является традиционным, однако с его использованием получить корректное решение задачи 1 не представляется возможным. Дело в том, что исходя из математического аппарата ЛРА, для N при $\sigma_a = \text{const}$ принимается логнормальный закон распределения, параметры которого по отношению к фактическому закону распределения случайной величины N смещаются. Вследствие этого в исходной системе координат $N - \sigma_a$ линия регрессии (2) не соответствует кривой, описывающей разрушение образцов при 50 %-ной вероятности. Подобные систематические ошибки будут иметь и границы доверительных интервалов, на основе которых прогнозируется долговечность образцов с заданной вероятностью неразрушения.

Для количественной оценки систематических погрешностей прогнозирования числа циклов до разрушения образцов на основе границ доверительных интервалов кривой усталости в виде (2) необходимо иметь функции плотности распределения $f_N(N)$ случайной величины N . Однако, как показано в работе [11], попытки описать $f_N(N)$ на основе исследованных в рамках параметрической статистики законов распределения случайных величин оказались безуспешными. В то же время с развитием в последние годы методов непараметрической статистики, применение которых для решения ряда прикладных задач отражено в работах [3, 5, 6, 8, 9], задача восстановления по имеющейся выборке $N_i, i = 1, n$, неизвестной функции $f_N(N)$ решается независимо от ее сложности.

В теории непараметрической статистики Парзен и Розенблатом для случайной величины x_i , $i = \overline{1, n}$, предложено использовать сглаженную функцию распределения в виде [5, 6]

$$F_n(y) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n G\left(\frac{y-x_i}{h_n}\right), \quad (5)$$

где $G(t)$ — монотонно неубывающая функция от 0 до 1 своего аргумента, симметричная относительно нуля; h_n — параметр «размытости» или ширина окна Парзена – Розенблатта.

После дифференцирования (5) для восстанавливаемой (неизвестной) функции плотности распределения получаем

$$f_n(y) = \frac{1}{nh_n} \sum_{i=1}^n K\left(\frac{y-x_i}{h_n}\right), \quad (6)$$

где $K(t) = G'(t)$ — плотность распределения $G(t)$, или ядерная функция (ядро).

Оптимальная величина h_n для конкретного вида ядерной функции $K(t)$ определяется в процессе поиска максимума информационного функционала J [5]

$$\max_{h_n} J = \max_{h_n} \int \ln[K(t)f(t)]dt = \int \ln[K(t)]dF(t), \quad (7)$$

максимальное значение которого соответствует условию $K(t) = f(t)$.

Решение задачи (7) требует применения численных методов поиска экстремума [5, 6], в то же время для ядерной функции в виде нормального распределения при расчете оптимальной величины h_n используется конечное выражение [6].

Воспользовавшись результатами работ [5, 6, 8, 9], представим функцию $f_N(N)$ с нормальным ядром в виде

$$f_N(N) = \frac{1}{nh_N^* \sqrt{2\pi}} \sum_{i=1}^n \exp\left[-0,5\left(\frac{N-N_i}{h_N^*}\right)^2\right], \quad (8)$$

где

$$h_N^* = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n \left(N_i - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n N_i\right) n^{-1/5} —$$

параметр «размытости».

Имея функцию $f_N(N)$, можно прогнозировать число циклов деформирования N_R образцов до разрушения с заданной вероятностью R путем решения аналогичного (4) уравнения относительно N_R :

$$\int_0^{N_R} f_N(N) dN = R. \quad (9)$$

Реализуя описанный алгоритм для ряда фиксированных значений $\sigma_a = \text{const}$, рассчитывают точки фактической границы доверительного интервала, которые позволяют оценить величину систематических ошибок прогнозирования по отношению к границам доверительных интервалов, построенных на основе модели (2) по выражениям (4).

Изложенные процедуры покажем на примере обработки данных усталостных испытаний n образцов (от 21 до 30) из стали 50 [12] на каждом из семи уровней напряжений (табл. 1).

В двух последних столбцах таблицы представлены оптимальные значения параметра размытости, с учетом которых и выборки чисел циклов до разру-

Таблица 1. Данные усталостных испытаний образцов из стали 50

σ_a , МПа	n	$N \cdot 10^{-3}$	h_N^*	h_{lgN}^*
350	26	50,8; 119,9; 79,4; 134,0; 226,5; 92,8; 75,9; 73,8; 72,0; 90,0; 113,3; 241,0; 99,1; 179,2; 89,3; 53,2; 112,5; 216,8; 145,2; 96,2; 114,9; 70,4; 61,3; 106,0; 84,1; 148,5	$1,902 \cdot 10^4$	0,068
330	26	291,8; 138,1; 244,2; 346,0; 171,1; 164,9; 124,5; 112,9; 198,9; 191,8; 157,1; 284,6; 145,5; 145,7; 285,6; 46,6; 140,5; 186,7; 114,2; 105,5; 61,4; 193,5; 191,4; 136,3; 423,5; 69,2	$4,674 \cdot 10^4$	0,096
310	21	157,5; 488,5; 258,3; 787,0; 906,2; 387,6; 557,4; 1464,6; 552,0; 432,5; 495,7; 352,0; 763,2; 1556,2; 281,3; 156,9; 295,4; 272,6; 512,0; 259,5; 294,6	$1,399 \cdot 10^5$	0,100
290	30	263,3; 219,4; 388,0; 557,8; 1047,5; 1865,0; 2142,2; 648,2; 633,6; 1153,6; 833,2; 471,0; 1884,8; 24551,1; 312,0; 324,0; 1318,4; 780,8; 4170,0; 250,4; 717,6; 812,0; 10114,6; 983,3; 525,5; 2217,9; 583,5; 715,0; 144,8; 340,4	$2,441 \cdot 10^6$	0,223
280	28	2547,5; 1689,7; 562,7; 1050,5; 1881,8; 1683,3; 492,1; 464,8; 657,2; 10750,0; 704,2; 10311,6; 4683,8; 511,6; 2036,6; 377,2; 2505,1; 267,0; 558,0; 476,7; 1726,5; 939,7; 582,7; 937,5; 758,5; 538,5; 610,0; 1256,0	$1,258 \cdot 10^6$	0,160
270	26	715,9; 1389,0; 546,0; 1851,5; 2991,3; 431,5; 11021,5; 3576,0; 4668,8; 901,5; 1018,3; 867,5; 1078,6; 3687,9; 4874,1; 820,8; 2620,5; 10475,2; 489,3; 10140,0; 656,1; 10121,0; 10194,0; 1101,2; 835,3; 10615,5	$3,177 \cdot 10^5$	0,084
260	26	36737,0; 2061,0; 1596,0; 1475,5; 714,6; 26827,6; 737,7; 26304,3; 1295,3; 1807,2; 908,0; 2089,5; 18705,0; 13503,2; 11881,5; 14768,5; 330,1; 5776,6; 4053,4; 14319,0; 14426,1; 10068,5; 3986,9; 6801,0; 10692,8; 463,8	$3,641 \cdot 10^6$	0,136

шения образцов при $\sigma_a = \text{const}$ функции $f_N(\lg N)$ и $f_N(N)$ полностью описываются выражением (8).

На рис. 1 для каждой партии испытанных образцов при $\sigma_a = \text{const}$ показаны: гистограммы случайной величины $\lg N$; функции $f_N(\lg N)$, восстановленные на основе модели (5) (сплошные линии); функции плотности нормального распределения, параметры которых определены по выборке испытанных образцов в партии (пунктирные линии).

На рис. 2 для каждой партии образцов, испытанных при $\sigma_a = \text{const}$, представлены гистограммы случайной величины N и функции плотности $f_N(N)$ ее распределения. Из сравнения рис. 1 и рис. 2 следует, что функции $f_N(\lg N)$ и $f_N(N)$ кардинально отличаются.

Поскольку для описания кривой усталости в виде (2) на основе методов ЛРА случайная величина $\lg N$ должна подчиняться нормальному закону распределения, для каждой партии испытанных образцов проверим гипотезу о принадлежности выборки этому закону. Для решения задачи используем три критерия согласия [4]: Смирнова, Андерсона – Дарлинга и Шапиро – Уилка. Рассчитанные статистики (ω_p^2 , ω_p^2 , W) этих

критериев и их критические значения (W_α^2 , A_α , W_α) при уровне значимости $\alpha = 0,05$ представлены в табл. 2.

Нулевая гипотеза о подчинении случайной величины $\log N$ нормальному закону с уровнем значимости не менее α принимается [5] для критериев Смирнова и Андерсона – Дарлинга, если статистика не превышает соответствующего критического значения (W_α^2 , A_α), а для критерия Шапиро – Уилка оказывается больше критической величины W_α .

Из анализа табл. 2 следует, что нулевую гипотезу с уровнем значимости $\alpha = 0,01$ можно принять лишь для уровней напряжений σ_a , равных 350, 330 и 310 МПа. В остальных случаях гипотеза должна быть отброшена. Данное обстоятельство исключает корректное использование определения зависимости $\sigma_a = \sigma_a(\log N)$ методом ЛРА, несмотря на достаточно представительный (для усталостных испытаний) объем экспериментальных данных (183 образца).

Оценим погрешность, возникающую вследствие принятия нормального закона ($x = \log N$) для кривой усталости в виде (2) по сравнению с фактическими законами распределения случайной величины N , восста-

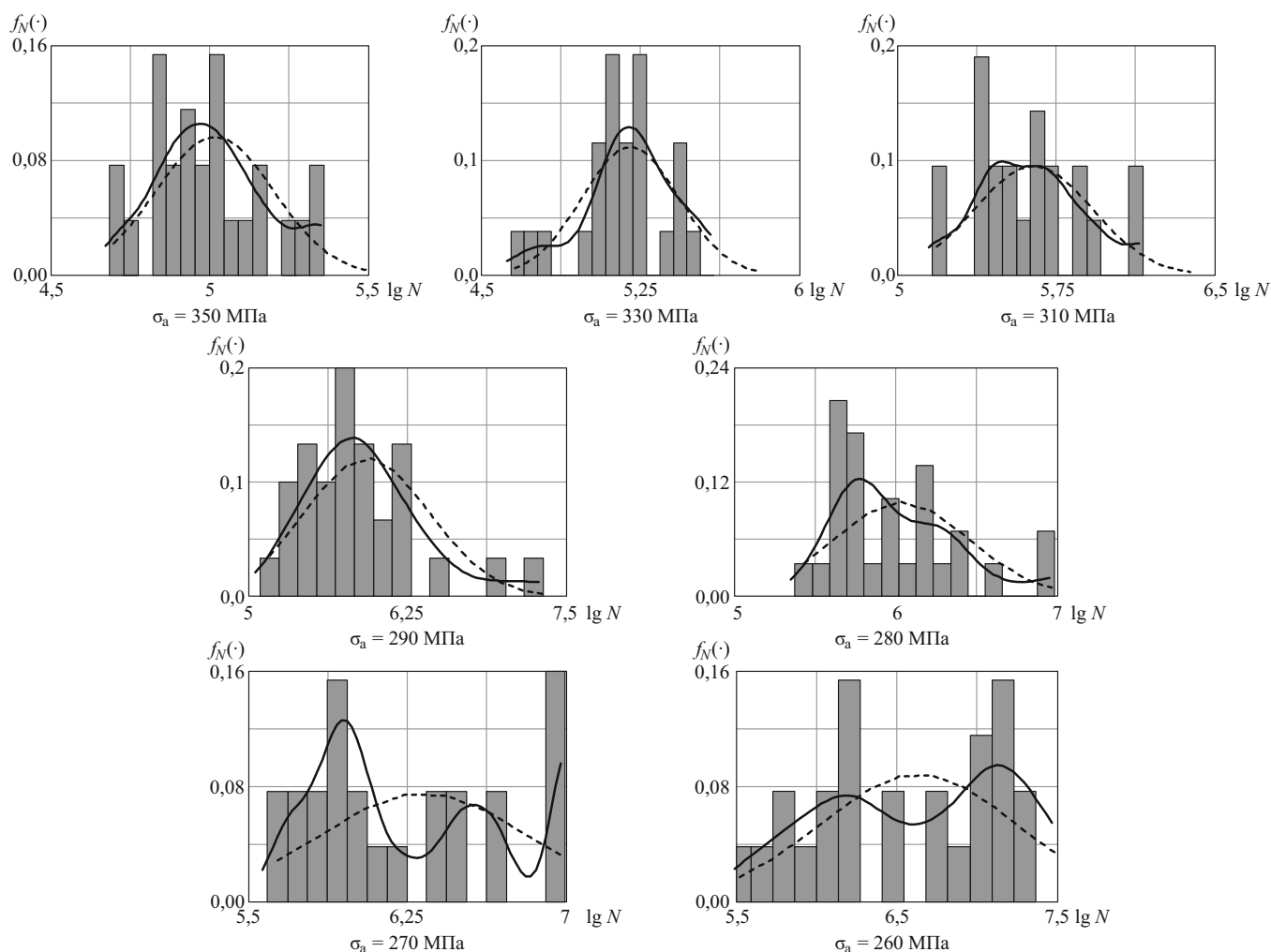


Рис. 1. Гистограммы и функции плотности распределения $\lg N$

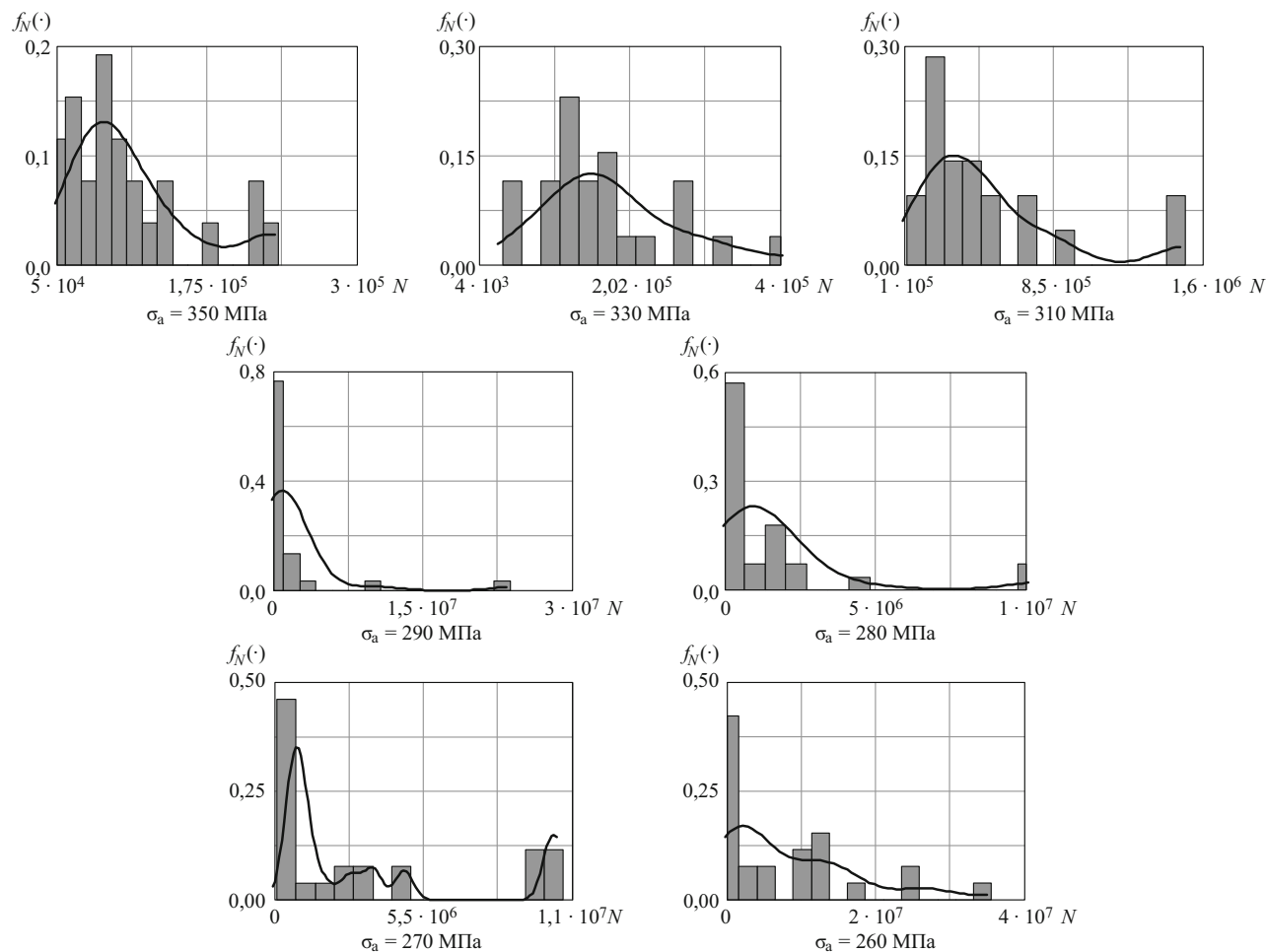


Рис. 2. Гистограммы и функции плотности распределения N

новленными в соответствии с описанием (5). С этой целью для каждой партии образцов, решая уравнение (4) при R, равном 0,01; 0,05 и 0,5, рассчитаем квантильные значения $\log N$, которые определяют границы доверительных интервалов при вероятности разрушения образцов, составляющей 1, 5 и 50 % (медианная кривая усталости). Эти границы показаны на рис. 3 пунктирными линиями и помечены соответственно ромбом, квадратом и кружком. Аналогичные расчеты по уравнению (9) выполним для случайной величины N (результаты приведены на рис. 3 сплошными линия-

ми). Для сравнения на рис. 3 представлена кривая усталости, полученная на основе ЛРА (помечена зачерченными кружками) и описываемая уравнением

$$\sigma_a = - 49,564 \log N + 584,164. \tag{10}$$

В целях количественной оценки систематических ошибок прогнозирования числа циклов деформирования образцов при вероятности их разрушения, равной 1, 5 и 50 %, вносимых обработкой данных усталостных испытаний по традиционной и предлагаемой ме-

Таблица 2. Результаты проверки выборок на нормальность

Статистика	σ_a , МПа						
	350	330	310	290	280	270	260
Критерий Смирнова							
ω_p^2	0,050	0,051	0,055	0,145	0,171	0,190	0,205
$W_{0,05}^2$	0,126	0,126	0,126	0,126	0,126	0,126	0,126
Критерий Андерсона – Дарлингга							
ω_p^2	0,285	0,296	0,287	0,675	1,015	2,289	1,769
$A_{0,05}$	0,787	0,787	0,787	0,787	0,787	0,787	0,787
Критерий Шапиро – Уилка							
W	0,963	0,968	0,959	0,920	0,904	0,892	0,944
$W_{0,05}$	0,920	0,920	0,908	0,927	0,924	0,920	0,920

тодикам, в табл. 3 представлены результаты определения квантильных оценок $N_{0,01}$, $N_{0,05}$, $N_{0,50}$ на основе ЛРА и аналогичных оценок $N_{0,01}^*$, $N_{0,05}^*$, $N_{0,50}^*$, полученных с учетом фактических законов распределения N при $\sigma_a = \text{const}$, восстановленных методами непараметрической статистики. В последнем столбце таблицы приведены значения N , рассчитанные по формуле (10). Видно, что обработка данных усталостных испытаний на основе ЛРА приводит к значительным по величине систематическим ошибкам прогнозирования долговечности образцов.

Учет реальных законов распределения числа циклов до поломки образцов при допустимой вероятности их разрушения 1 % уменьшает число циклов в исследуемом диапазоне изменения напряжений 260 – 350 МПа на 25 – 175 %. При допустимой вероятности поломки образцов 5 % при напряжениях 285 МПа расчет долговечности образцов на основе линейной модели дает заниженное число циклов (в запас по усталостной прочности), в то же время при напряжениях >285 МПа реальное число циклов деформирования при расчете по линейной модели оказывается на 0 – 30 % завышенным.

Таким образом, с использованием методов непараметрической статистики получены функции плотности распределения чисел циклов до поломки образцов и с учетом этих функций определены границы доверительных интервалов по числу циклов деформирования образцов с заданной вероятностью их разрушения.

Установлено, что в процессе определения параметров кривой усталости процедура логарифмирования чисел циклов деформирования образцов не гарантирует описание функции распределения числа циклов на основе логнормального распределения.

На примере обработки конкретных экспериментальных данных показано, что величина систематических ошибок, вносимых использованием метода линейного регрессионного анализа при определении границ доверительных интервалов кривой усталости, по числу циклов прогнозирования долговечности образцов с заданной вероятностью разрушения составляет не только десятки процентов, но может превышать 100 и более процентов.

Предложено вместо линейного регрессионного анализа для определения границ доверительных ин-

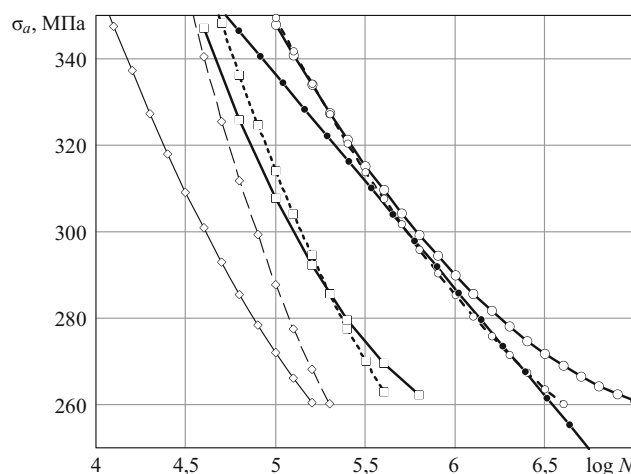


Рис. 3. Рассчитанные границы доверительных интервалов кривой усталости: $\diamond$, $\square$, $\circ$ на пунктирных линиях — квантили $\log N_{0,01}$, $\log N_{0,05}$, $\log N_{0,50}$; то же на сплошных линиях — квантили $N_{0,01}$, $N_{0,05}$, $N_{0,50}$; $\bullet$ кривая усталости согласно (10)

тервалов кривой усталости использовать методы непараметрической статистики.

ЛИТЕРАТУРА

1. Махутов Н. А., Пермьяков В. Н. Ресурс безопасной эксплуатации сосудов и трубопроводов. — Новосибирск: Наука, 2005. — 516 с.
2. Махутов Н. А., Пермьяков Н. А. и др. Анализ рисков и обеспечение защищенности критически важных объектов нефтегазохимического комплекса: учебное пособие. — Тюмень: ТюмГНГУ, 2013. — 560 с.
3. Сызранцев В. Н., Голофаст С. Л., Сызранцева К. В. Диагностика нагруженности и ресурса деталей трансмиссий и несущих систем машин по показаниям датчиков деформаций интегрального типа. — Новосибирск: Наука, 2004. — 188 с.
4. Степнов М. Н. Вероятностные методы оценки характеристик механических свойств материалов и несущей способности элементов конструкций. — Новосибирск: Наука, 2005. — 342 с.
5. Сызранцев В. Н., Невелев Я. П., Голофаст С. Л. Расчет прочностной надежности изделий на основе методов непараметрической статистики. — Новосибирск: Наука, 2008. — 218 с.
6. Сызранцев В. Н., Новоселов В. В., Созонов П. М., Голофаст С. Л. Оценка безопасности и прочностной надежности магистральных трубопроводов методами непараметрической статистики. — Новосибирск: Наука, 2013. — 172 с.
7. Орлов А. И. Прикладная статистика. — М.: Экзамен, 2006. — 671 с.
8. Сызранцева К. В. Прогнозирование отказов зубчатых передач методами непараметрической статистики / Вестник машиностроения. 2009. № 12. С. 10 – 13.
9. Syzrantsev V., Syzrantseva K., Pyinykh V. Algorithm for Calculation of Confidence Intervals of Low-Cycle Fatigue Curve / Res. J. Appl. Sci. 2015. N 10. P. 334 – 337. DOI: 10.3923/rjasci.2015.334.337.

Таблица 3. Результаты расчета квантильных оценок

σ_a , МПа	$N_{0,01}^*$	$N_{0,01}$	$N_{0,05}^*$	$N_{0,05}$	$N_{0,50}^*$	$N_{0,50}$	N
350	$1,191 \cdot 10^4$	$3,461 \cdot 10^4$	$3,742 \cdot 10^4$	$4,849 \cdot 10^4$	$9,374 \cdot 10^4$	$9,834 \cdot 10^4$	$5,303 \cdot 10^4$
330	$1,874 \cdot 10^4$	$4,669 \cdot 10^4$	$5,748 \cdot 10^4$	$7,148 \cdot 10^4$	$1,826 \cdot 10^5$	$1,827 \cdot 10^5$	$1,343 \cdot 10^5$
310	$3,095 \cdot 10^4$	$6,514 \cdot 10^4$	$9,407 \cdot 10^4$	$1,097 \cdot 10^5$	$3,929 \cdot 10^5$	$3,654 \cdot 10^5$	$3,400 \cdot 10^5$
290	$5,475 \cdot 10^4$	$9,540 \cdot 10^4$	$1,707 \cdot 10^5$	$1,781 \cdot 10^5$	$9,979 \cdot 10^5$	$8,140 \cdot 10^5$	$8,611 \cdot 10^5$
280	$7,553 \cdot 10^4$	$1,186 \cdot 10^5$	$2,460 \cdot 10^5$	$2,338 \cdot 10^5$	$1,776 \cdot 10^6$	$1,291 \cdot 10^6$	$1,370 \cdot 10^6$
270	$1,079 \cdot 10^5$	$1,512 \cdot 10^5$	$3,872 \cdot 10^5$	$3,154 \cdot 10^5$	$3,670 \cdot 10^6$	$2,178 \cdot 10^6$	$2,181 \cdot 10^6$
260	$1,619 \cdot 10^5$	$2,004 \cdot 10^5$	$7,636 \cdot 10^5$	$4,422 \cdot 10^5$	$1,167 \cdot 10^7$	$4,045 \cdot 10^6$	$3,470 \cdot 10^6$

10. Поведение стали при циклических нагрузках / Под ред. В. Даля; пер. с нем.; под ред. В. Н. Геминова. — М.: Металлургия, 1982. — 568 с.
11. **Кобаев В. П., Дроздов Ю. Н.** Прочность и износостойкость деталей машин: Учеб. пособие для машиностр. спец. вузов. — М.: Высшая школа, 1991. — 319 с.
12. **Поляков Б.** Усталостные свойства материала крупногабаритных сталей / НМ-оборудование. 2005. № 2. С. 17 – 23.

REFERENCES

1. **Makhutov N. A., Permyakov V. N.** Resource of safe operation of containers and pipe-lines. — Novosibirsk: Nauka, 2005. — 516 p. [in Russian].
2. **Makhutov N. A., Permyakov N. A., et al.** Risk analysis and proofness ensuring of critical important objects of oil and gas industry: tutorial. — Tyumen: Izd. TyumGNGU, 2013. — 560 p. [in Russian].
3. **Syzrantsev V. N., Golofast S. L., Syzrantseva K. V.** Diagnostics of loading and resource of parts of machines transmissions and carrying systems according to integral strain gauges indications. — Novosibirsk: Nauka, 2004. — 188 p. [in Russian].
4. **Stepnov M. N.** Probabilistic methods of estimation of mechanical characteristics of materials and loading capacity of construction parts. — Novosibirsk: Nauka, 2005. — 342 p. [in Russian].
5. **Syzrantsev V. N., Nevelev Ya. P., Golofast S. L.** Calculation of equipment durability based on the methods of the distribution-free statistics. — Novosibirsk: Nauka, 2008. — 218 p. [in Russian].
6. **Syzrantsev V. N., Novoselov V. V., Sozonov P. M., Golofast S. L.** Estimation of safety and durability of technological pipelines by methods of nonparametric statistics. — Novosibirsk: Nauka, 2013. — 172 p. [in Russian].
7. **Orlov A. I.** Applied statistics. — Moscow: Ékzamen, 2006. — 671 p. [in Russian].
8. **Syzrantseva K. V.** Predicting the failure of gear transmissions by nonparametric statistics / Russian Engineering Research. 2009. Vol. 29. N 2. P. 1206 – 1208.
9. **Syzrantsev V., Syzrantseva K., Ilyinykh V.** Algorithm for Calculation of Confidence Intervals of Low-Cycle Fatigue Curve / Res. J. Appl. Sci. 2015. N 10. P. 334 – 337. DOI: 10.3923/rjasci.2015.334.337.
10. Verhalten von Stahl bei schwingender Beanspruchung. — Düsseldorf: Verlag Srahleisen mbH, 1978.
11. **Kobaev V. P., Drozdov Yu. N.** Durability and wear resistance of machine parts: tutorial. — Moscow: Vysshaya shkola, 1991. — 319 p. [in Russian].
12. **Polyakov B.** Fatigue properties of large capacity steel / NM-oborudovanie. 2005. N 2. P. 17 – 23 [in Russian].